



ПЕРЕВІРКА ЛІНІЙНОСТІ ЕКОНОМЕТРИЧНОЇ МОДЕЛІ

Серійний тест

Серійний тест заснований на розрізненні та поділі **послідовності залишків** (e_1, e_2, \dots, e_n) на дві групи: позитивні залишки та негативні залишки (нуль ігнорується).

Позначеним елементам присвоюються такі символи: "А" - якщо $e_i > 0$ і "В" – якщо $e_i < 0$.

Таким чином виходить послідовність символів, що складається з А і В, в якій виділяють ряди.

Ряд — це будь-який підрядок із рівних елементів, перед яким і після якого йде елемент, відмінний від елементів у підрядку.

Для перевірки гіпотези лінійності економетричної моделі використовується такий тест:

I. Формулюємо гіпотези:

H_0 : оціночна економетрична модель є лінійною

H_1 : оціночна економетрична модель не є лінійною

II. Визначаємо кількість серій r , кількість символів «А» через n_1 і кількість символів «В» у n_2 .

III. Ми зчитуємо з таблиць розподілу рядів критичне значення r^* для заданого рівня значущості α (зазвичай $\alpha = 0,05$) і для кількості символів n_1 і n_2 .

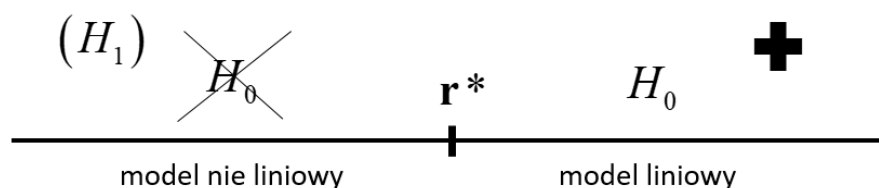
IV. Порівнюємо кількість серій r і r^* записуємо висновок:

- Якщо $r > r^*$ немає підстав відхилити нульову гіпотезу H_0 . Існує лінійна залежність залежної змінної від пояснювальних змінних. Ми оцінюємо модель позитивно.

Ймовірність зробити помилку, яка полягає в прийнятті неправильного рішення щодо перевірки α .

- $r \leq r^*$ при цьому ми відхиляємо нульову гіпотезу H_0 на користь

альтернативної гіпотези H_1 . У моделі існує нелінійна залежність. Ми оцінюємо модель негативно. Ймовірність зробити помилку, яка полягає в прийнятті неправильного рішення щодо перевірки α .





ТЕСТ НА НОРМАЛЬНІСТЬ РОЗПОДІЛУ ВИПАДКОВИХ КОМПОНЕНТ

Тест Шапіро-Вілка

Для перевірки гіпотези про нормальний розподіл випадкових відхилень використовується тест Шапіро-Вілка.

Для перевірки гіпотези нормального розподілу випадкової складової використовується такий тест:

I. Формулюємо гіпотезу:

H_0 розподіл випадкових відхилень моделі є нормальним розподілом

H_1 розподіл випадкових відхилень моделі y_t є нормальним розподілом

II. Упорядковуємо залишки за зменшенням значень (отримуємо послідовність залишків $e_{(t)}$).

III. Розраховуємо значення статистики:
$$W = \frac{\left[\sum_{t=1}^{\lfloor n/2 \rfloor} a_{n-t+1} (e_{(n-t+1)} - e_{(t)}) \right]^2}{\sum_{t=1}^n (e_t - \bar{e})^2},$$

де: $\lfloor \frac{n}{2} \rfloor$ - ціла частина числа $\frac{n}{2}$,

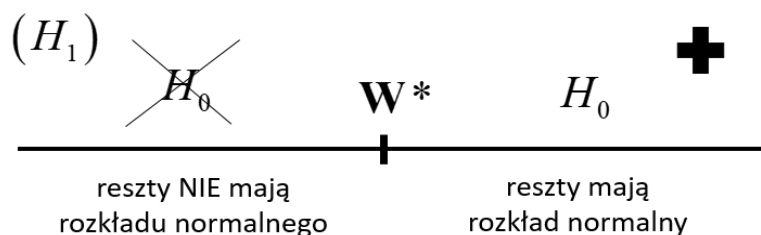
a_{n-t+1} - коефіцієнти Шапіро-Вілка.

IV. Ми зчитуємо з таблиць розподілу Шапіро-Вілка критичне значення W^* для передбачуваного рівня значущості α (зазвичай $\alpha = 0,05$).

V. Порівнюємо статистику W і W^* робимо висновок:

- Якщо $W \geq W^*$ немає підстав відхилити нульову гіпотезу H_0 . Розподіл випадкових відхилень нормальний. Ми оцінюємо модель позитивно. Ймовірність зробити помилку, яка полягає в прийнятті неправильного рішення щодо перевірки α .

- Якщо $W < W^*$ відкинути нульову гіпотезу H_0 на користь альтернативної гіпотези H_1 . Розподіл випадкових відхилень не є нормальним розподілом. Ми оцінюємо модель негативно. Ймовірність зробити помилку, яка полягає в прийнятті неправильного рішення щодо перевірки α .





ТЕСТ НА ГОМОСЕДАСТИЧНІСТЬ ВИПАДКОВОГО КОМПОНЕНТА

Тест Харрісона-Маккейба

Щоб перевірити гіпотезу про те саме, кінцеве значення випадкової складової, можна, напр. Тест Харрісона-Маккейба.

Для перевірки гомоскедастичності (постійності дисперсії) використовується такий тест:

I. Формулюємо гіпотезу:

$H_0 : D^2(\varepsilon_1) = D^2(\varepsilon_2) = \dots = D^2(\varepsilon_n) = const$ (гомоскедастичність – постійність дисперсії)

$H_1 : \exists_{\substack{i,s \\ i \neq s}} D^2(\varepsilon_i) \neq D^2(\varepsilon_s) \neq const$ (гетероскедастичність)

II. Визначаємо решту оціночної моделі e_t .

III. Ми визначаємо значення числа спостереження « m » ($1 < m < n$) за умовою, напр.

$m = \left[\frac{1}{2} n \right]$, тобто ціла частина числа $\frac{n}{2}$, де повинні виконуватися нерівності:
 $m > k + 1$ oraz $n - m > k + 1$.

IV. Розраховуємо значення статистики:

$$b = \frac{\sum_{t=1}^m e_t^2}{\sum_{t=1}^n e_t^2} .$$

V. Визначаємо значення статистики $F_1(\alpha ; n - m ; m - (k + 1))$ та

$F_2(\alpha ; n - m - (k + 1) ; m)$ з таблиць розподілу Фішера-Снедекора для прийнятого рівня значущості α (зазвичай $\alpha = 0,05$).

VI. Розраховуємо критичні значення (межі критичної області):

$$b_L = \left[1 + \frac{(n - m)F_1}{m - (k + 1)} \right]^{-1} \quad \text{та} \quad b_U = \left[1 + \frac{(n - m - (k + 1))F_2}{m} \right]^{-1} .$$

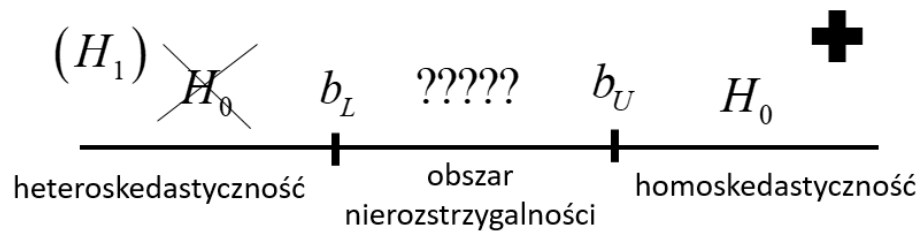
VII. Порівнюємо статистику b і b_L та b_U пишемо висновок:

- Якщо $b \leq b_L$ відкинути нульову гіпотезу H_0 на користь альтернативної гіпотези H_1 . Випадковий член не має постійної дисперсії в усі періоди (випадковий член гетероскедастичний). Ми оцінюємо модель негативно. Ймовірність зробити помилку, яка полягає в прийнятті неправильного рішення щодо перевірки α .



- Якщо $b_L < b < b_U$ він потрапляє в зону нерозбірливості. Ми не можемо оцінити сталість дисперсії випадкового члена за допомогою тесту Харрісона-МакКейба. (Потрібно провести ще один тест, наприклад, тест Квінної).

- Якщо $b \geq b_U$ немає підстав відхиляти нульову гіпотезу H_0 . Випадкова складова має постійну дисперсію в усі періоди (гомоскедастичність – постійна дисперсія випадкової складової). Ми оцінюємо модель позитивно. Ймовірність зробити помилку, яка полягає в прийнятті неправильного рішення щодо перевірки α .





ТЕСТ САМОКОРЕЛЯЦІЇ ВИПАДКОВИХ КОМПОНЕНТІВ

Тест Дурбіна-Ватсона

Автокореляція випадкових відхилень означає лінійну залежність між рештою моделі з різних одиниць часу.

Міра сили та напрямку автокореляції випадкових ξ_t відхилень від періоду t і випадкових ξ_{t-1} відхилень періоду $t-1$ (тобто перші лаги) є коефіцієнтом кореляції $\rho = \rho(\xi_t, \xi_{t-1})$.

Щоб перевірити наявність автокореляції випадкового члена, використовується такий тест:

1. Визначаємо решту оціночної моделі e_t .
2. Розраховуємо значення оцінювача $\hat{\rho}$:

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{t=2}^n e_t e_{t-1}}{\sqrt{\sum_{t=2}^n e_t^2} \cdot \sqrt{\sum_{t=2}^n e_{t-1}^2}} \in [-1, 1].$$

Якщо $|\hat{\rho}| < 0,3$ так, можна припустити, що автокореляція не має значення, і КМНК дав правильні оцінки параметрів моделі.

Якщо $|\hat{\rho}| \geq 0,3$ є підозра, що автокореляція випадкового члена значуща і це слід враховувати при оцінці параметрів моделі.

Така підозра може бути підтверджена відповідним статистичним тестом.

- I. Формулюємо гіпотезу:

$H_0 : \rho = 0$ (немає автокореляції випадкового члена)

$H_1 : \rho \neq 0$ (існує значна автокореляція принаймні 1-го порядку)

Однак найпоширеніші гіпотези (нульова і відповідна альтернатива, залежно від отриманого значення $\hat{\rho}$):

$H_0 : \rho = 0$ (немає автокореляції випадкового члена)

$H_1 : \rho > 0$ (існує значна автокореляція принаймні 1-го порядку)

АБО

$H_0 : \rho = 0$ (немає автокореляції випадкового члена)

$H_1 : \rho < 0$ (існує значна автокореляція принаймні 1-го порядку)



II. Розраховуємо значення статистики:

$$DW = d = \frac{\sum_{t=2}^n (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n e_t^2}$$

Існує зв'язок між статистикою d і оцінювачем коефіцієнта $\hat{\rho}$ автокореляції:

$DW = d \approx 2(1 - \hat{\rho})$. Це наближення тим точніше, чим більший розмір вибірки.

Значення статистики DW знаходиться в діапазоні [0,4].

Потім якщо: $\hat{\rho} = 0$ to $d = 2$

$\hat{\rho} = 1$ to $d = 0$

$\hat{\rho} = -1$ to $d = 4$

III. Визначаємо критичні значення d_L і d_U з таблиць Дарбіна-Ватсона для заданого рівня значущості α (зазвичай $\alpha = 0,05$) і параметрів n спостережень і k пояснювальних змінних (без вільного вигляду).

IV. Порівнюємо статистику d і d_L та d_U пишемо висновок

1) Перевіряємо гіпотезу: $H_0 : \rho = 0$

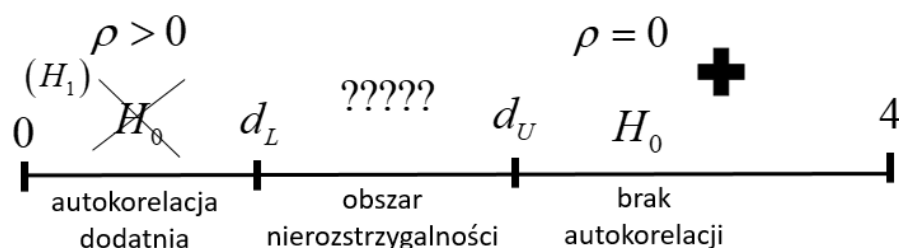
$H_1 : \rho > 0$

- Якщо $0 \leq d \leq d_L$ відкинути нульову гіпотезу H_0 на користь альтернативної гіпотези H_1 . Існує значна позитивна автокореляція першого порядку випадкових компонентів, які є статистично значущими. Ми оцінюємо модель негативно. Ймовірність зробити помилку, яка полягає в прийнятті неправильного рішення щодо перевірки α .

- Якщо $d_L < d < d_U$ він потрапляє в зону нерозбірливості. Ми не можемо оцінити часову кореляцію випадкової складової за критерієм Дарбіна-Ватсона.

- Якщо $d \geq d_U$ немає підстав відхиляти нульову гіпотезу H_0 . Автокореляції випадкових компонентів немає (коефіцієнт автокореляції залишків приймає значення, близькі до нуля). Ми оцінюємо модель позитивно.

Ймовірність зробити помилку, яка полягає в прийнятті неправильного рішення щодо перевірки α .

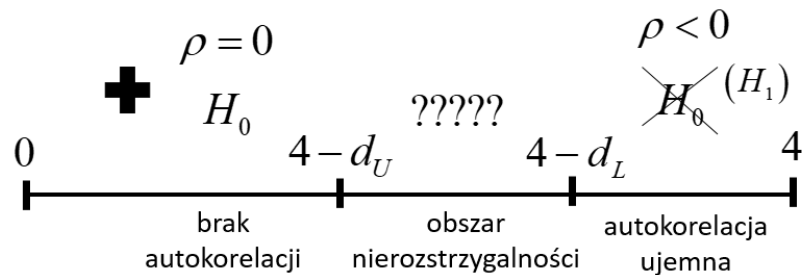




2) Перевіряємо гіпотезу: $H_0 : \rho = 0$

$H_1 : \rho < 0$

- Якщо $4 - d_L \leq d \leq 4$ відкинути нульову гіпотезу H_0 на користь альтернативної гіпотези H_1 . Існує негативна автокореляція першого порядку випадкових доданків, які є статистично значущими. Ми оцінюємо модель негативно. Ймовірність зробити помилку, яка полягає в прийнятті неправильного рішення щодо перевірки α .
- Якщо $4 - d_U < d < 4 - d_L$ він потрапляє в зону нерозбірливості. Ми не можемо оцінити часову кореляцію випадкової складової за критерієм Дарбіна-Ватсона
- Якщо $d \leq 4 - d_U$ немає підстав відхилити нульову гіпотезу H_0 . Автокореляції випадкових компонентів немає (коефіцієнт автокореляції залишків приймає значення, близькі до нуля). Ми оцінюємо модель позитивно. Ймовірність зробити помилку, яка полягає в прийнятті неправильного рішення щодо перевірки α



Узагальнюючи критерії прийняття рішень:

- Якщо $0 \leq d \leq d_L$ та $4 - d_L \leq d \leq 4$ ми відхилимо нульову гіпотезу H_0 на користь альтернативної гіпотези H_1 .
- Якщо $d_L < d < d_U$ lub $4 - d_U < d < 4 - d_L$ потім ми потрапляємо в область нерозбірливості.
- Якщо $d_U \leq d \leq 4 - d_U$ тоді у нас немає підстав відхилити нульову гіпотезу H_0

